

TESTES DE CO-INTEGRAÇÃO DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA PARA A ECONOMIA BRASILEIRA: 1870-1906

Flávio M. Menezes
Marcelo Resende

Department of Economics, Australian National University

Departamento de Economia Universidade Federal do
Rio de Janeiro e Queen's College, England

RESUMO

Este artigo pretende testar empiricamente a validade da hipótese da paridade do poder de compra (PPC) para a economia brasileira durante o período 1870-1906; neste período, a economia pode ser caracterizada por um regime de taxa de câmbio flexível e pela importância relativa do setor de bens comercializáveis internacionalmente. Contudo, os testes de integração para pequenas amostras não suportam a validade da hipótese da PPC.

PALAVRAS-CHAVE

co-integração, bens não comercializáveis,
paridade do poder de compra

ABSTRACT

This paper aims at empirically testing the validity of the purchasing power parity (PPP) hypothesis for the Brazilian economy along the period 1870-1906; at that period, the economy could be characterised by a flexible exchange rate regime and by the relative importance of the tradeable goods sector. However, the integration tests for small samples do not support the validity of the PPP hypothesis.

KEY WORDS

co-integration, non tradeable goods,
purchasing power parity

INTRODUÇÃO

A paridade do poder de compra (PPC) é uma das condições mais importantes na Macroeconomia Internacional, desempenhando um papel central em conhecidos modelos monetários da taxa de câmbio onde tal condição é assumida ou para manter-se continuamente¹ ou no longo prazo.² Por trás da hipótese PPC está a importante noção de que a taxa de câmbio deve ser igual à razão do nível de preço doméstico para o internacional ou, equivalentemente, que as moedas de diferentes países devem comandar a mesma cesta de bens, quando medida na mesma unidade de conta. Esta hipótese tem sido contestada por uma crescente literatura empírica.

Esta literatura empírica concentra-se na noção de co-integração, que tem suas raízes no seminal artigo de Granger e Newbold (1974) sobre regressões espúrias, que assinalava os defeitos de fazer regressões com variáveis não estacionárias: o estimador do desvio padrão do parâmetro deve ser enviesado devido à correlação serial dos resíduos. Neste contexto, Engle e Granger (1987) promoveram a idéia de que equilíbrio de longo prazo entre variáveis econômicas pode ser identificado com a noção de co-integração. Desde então, muitos artigos contaram com técnicas de co-integração para testar a PPP, que consiste em uma alternativa mais atrativa que estudos anteriores que tinham como hipótese nula a suposição de que desvios da PPC seguiam um passeio aleatório.³

A evidência empírica global não suporta a validade da PPC. Edison (1987), por exemplo, considerou uma taxa de câmbio dólar/libra, durante o período 1890-1978, concluindo por uma forte rejeição da PPC. Taylor (1988) e Corbae e Ouliaris (1988) mostraram que a taxa de câmbio e os preços relativos não eram co-integrados para muitos dos países examinados durante a taxa de câmbio flexível no período (junho 1973 a dezembro 1985), e ambos os preços tendiam a desviar-se separadamente, sem limite. Além disso, este resultado negativo foi confirmado por Taylor (1990), que usou simulações de Monte Carlo, mostrando que o teste estatístico tinha alto poder para uma certa variedade de alternativas locais estacionárias.

1. Ver, por exemplo, os estudos em FRENKEL & JOHNSON (1978).

2. Como no modelo de taxa de câmbio com preços rígidos de DORNBUSH (1976).

3. Ver, por exemplo, ADLER & LEHMANN (1982).

Por outro lado, Taylor e McMahon (1988) obtiveram evidência sustentando a PPC. Eles concluíram que a hipótese PPP foi válida durante os anos 20 para alguns países europeus. Adicionalmente, Enders (1988) mostrou que PPP desenvolve “igualmente bem ou igualmente mal” sob ambos os regimes de taxa de câmbio fixa e flexível (1960-1971 e 1973-1986, respectivamente).

A maioria dos estudos empíricos, considerando a validade da PPC, foi realizada para países desenvolvidos, em períodos recentes. Contudo, estamos atualmente muito longe de um comércio mundial livre. Embora as tarifas tenham sido reduzidas substancialmente depois da II Guerra Mundial, mediante acordos de comércio multilateral do GATT, o uso de medidas quantitativas (tais como cotas de importação) tem sido estendido, da mesma maneira, para todos os países desenvolvidos e em desenvolvimento. Estas intervenções distorcem os preços mundiais. Além disso, mecanismos novos e sofisticados têm sido introduzidos para coordenar desvalorizações da taxa de câmbio entre países desenvolvidos. A emergência das barreiras econômicas tem tido também sua participação no grau de distorção em mercados mundiais.

Neste artigo, seguimos um caminho diferente. Examinamos a validade da PPC no caso do Brasil pré-industrial. Mais especificamente, examinamos a validade da PPC em uma economia pequena durante sua transição de uma sociedade escrava para uma sociedade livre; de uma economia mais primitiva baseada na exportação de umas poucas mercadorias em uma economia mais diversificada com uma indústria rudimentar.

Argumentamos que o caso do Brasil é um caso muito especial. De acordo com Lewis (1978), o valor *per capita* das exportações no Brasil era aproximadamente 12 libras durante a primeira década de nosso século. Ao mesmo tempo, este valor atingiu 66.9 libras na Argentina, 79.8 libras na Austrália, 58.4 libras no Canadá e 41.4 libras no Chile. Além disso, embora a escravidão tenha sido abolida em 1888, a transição para uma sociedade livre levou certamente algum tempo extra. Os movimentos migratórios da Europa foram intensos durante a virada do século. O sistema republicano de governo foi introduzido em 1889 e a modernização da economia começou depois disso. O sistema bancário precisava ser reformulado. O sistema de comunicação era pobre e o crescimento das grandes cidades criou novos problemas. Estes são alguns dos obstáculos potenciais para a validade da PPP no Brasil.

Contudo, há também fortes argumentos sustentando a validade da PPC no Brasil antes de 1906. Tarifas não foram usadas como um instrumento de proteção, mas, ao contrário, para financiar gastos do governo, e a taxa de câmbio de mercado não foi objeto de intervenção do governo.⁴ É neste sentido que se argumenta que o caso do Brasil é um caso especial. Antes de 1906, o Brasil era um caso limite: se podemos mostrar a validade da PPC para o Brasil, então devemos esperar manter esta relação, por exemplo, na Argentina, Austrália, Canadá e Chile.

Contudo, Zini Jr. e Cati (1993) rejeitam uma versão absoluta da hipótese da PPP para a economia brasileira (1855-1990). Deve ser observado, todavia, que eles usaram o índice de preço de Suzigan (1986) para o período 1855-1901. Este índice de preço é claramente insatisfatório visto que é baseado na PPC. Por isso, nosso artigo difere de Zini Jr. e Cati no que diz respeito a dois aspectos. Primeiro, usamos um índice de preço próprio para o período 1870-1906, como computado por Catão (1992). Segundo, consideramos um período especial de tempo quando nós devemos esperar que a hipótese PPP se mantenha. Nós argumentamos que estudos em história econômica sejam talvez úteis para testar teorias em configurações muito próximas do estado ideal.

Este artigo é organizado como se segue. A primeira seção descreve a hipótese PPP e seus defeitos. Contém também as definições de série de tempo integrada e co-integrada, e descreve brevemente o procedimento do teste a ser usado. A segunda seção descreve os dados usados e apresenta os resultados empíricos. Na última seção, resumimos nossos resultados.

1. A HIPÓTESE DE PARIDADE DO PODER DE COMPRA E TÉCNICAS DE CO-INTEGRAÇÃO

A doutrina da PPC é invocada, por um longo tempo, em suas interpretações ou absoluta ou relativa. A primeira versão afirma que a razão dos preços dos bens de consumo para qualquer par de países deve aproximar-se da taxa de câmbio de equilíbrio.

4. CARDOSO (1983), por exemplo, caracterizando o período anterior a 1906 como um regime de taxa de câmbio flexível. A criação da Caixa de Conversão em dezembro de 1906 representou o primeiro passo para uma política de intervenções no mercado da taxa de câmbio que durou um longo período.

A segunda interpretação prediz que a comparação das duas posições de equilíbrio, diferindo apenas em termos dos níveis de preço absoluto nos dois diferentes países escolhidos, gera uma mudança na taxa de câmbio de equilíbrio igual à mudança na razão dos níveis de preço entre as duas posições.⁵

Há dois argumentos básicos marcando esta doutrina. Primeiro, uma versão agregada da lei de preço único estabelece que diferenças entre $E p^*$ (taxa de câmbio nominal vezes nível de preço internacional) e p (nível de preço doméstico) criam oportunidades de ganhos, de tal maneira que se deve promover a igualdade destas duas variáveis. O segundo argumento estabelece que a doutrina da PPC é uma condição necessária para equilíbrio na balança comercial. Conseqüentemente, há duas versões de PPC, uma fraca que requer $E = k p/p^*$, e uma forte requerendo $k = 1$.

Balassa (1964) argumenta que k difere de 1, e depende do estágio de desenvolvimento de um país particular. Balassa considera um “viés da produtividade” porque os índices de preço contêm, ambos, bens comercializáveis e não comercializáveis internacionalmente e a existência do primeiro tipo de bem pode criar oportunidades de arbitragens, enquanto o segundo tipo não pode. Além disso, o crescimento da produtividade deve ser maior no setor de bens comercializáveis internacionalmente.

Por isso, temos os seguintes elementos: a lei de preço único é válida somente para o setor de bens comercializáveis internacionalmente; neste setor, os salários são relacionados aos ganhos de produtividade; e salários são equalizados por meio dos setores. Assim, a taxa de câmbio real tende a aumentar no país com maior produtividade, mesmo se os preços dos bens comercializáveis internacionalmente são iguais para ambos os países. Este argumento é a principal crítica sobre a doutrina PPP como formulada. Contudo, deve-se esperar que esta doutrina mantenha-se na situação onde o setor de bens comercializáveis internacionalmente é predominante e onde poucas restrições de comércio foram observadas. Este foi o caso do Brasil antes de 1906.

No restante da seção, nós discutimos as técnicas de co-integração usadas neste artigo. Como observado anteriormente, o equilíbrio de longo prazo entre variáveis econômicas pode ser identificado com a noção de co-integração. Engle

5. Para uma discussão mais detalhada, ver BALASSA (1964).

e Granger (1987) mostraram que uma condição necessária para que um par de variáveis seja co-integrada é que elas sejam integradas na mesma ordem. Uma série y_t é dita integrada de ordem k ($I(k)$) se tem uma representação ARMA estacionária, inversível, após diferenciar k vezes.

A existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre duas variáveis (tal que elas sejam co-integradas) requer que uma combinação linear delas seja $I(0)$, quando cada variável deve ser integrada de ordem k ($k > 0$). Mais formalmente, assume-se que duas séries x_t e y_t são ambas $I(k)$. Se existe uma constante A , tal que $(x_t - Ay_t) = z_t \in I(k - b)$, para $b > 0$, dizemos que x_t e y_t são co-integradas de ordem k , b ou $(x_t, y_t) \sim CI(k, b)$. Na prática, esta combinação linear é interpretada como resíduos em uma regressão entre x_t e y_t . Por exemplo, quando $k=b=1$ (ambas as variáveis são $I(1)$), a co-integração requer que os resíduos sejam $I(0)$.⁶

Agora, esboçamos a implementação dos testes apropriados. Primeiro, tem-se que conferir a ordem de integração de cada série. Considere a representação auto-regressiva de uma série como segue:

$$y_t = ay_{t-1} + u_t, y_0 = 0, u_t \sim N(0, \sigma^2)$$

A presença de uma raiz unitária requer $a = 1$. Pode-se testar esta hipótese mediante a seguinte regressão auxiliar:

$$\Delta y_t = ay_{t-1} + \sum_{t=1}^n b \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde n é o menor valor de modo que não há correlação serial dos resíduos. O exame para raiz unitária nos requer testar se $a = 0$ na regressão auxiliar. Contudo, o teste estatístico correspondente não segue a distribuição “ t ”. Fuller (1976) computou os valores críticos para este teste. O teste estatístico Dickey e Fuller (DF) é usado quando variáveis dependentes defasadas não são incluídas nas regressões auxiliares; de outra maneira temos o teste Dickey e Fuller ampliado (ADF). Contudo, usaremos os valores críticos mais precisos proporcionados por MacKinnon (1991).

6. Para estudos úteis sobre co-integração e testes de raízes unitárias, ver por exemplo DIEBOLD & NERLOVE (1990), HOLDEN & THOMPSON (1992) e PSARADAKIS (1989).

Depois de conferir a condição necessária para co-integração - que ambas as séries são integradas, a regressão de co-integração permanece para ser feita: uma regressão entre valores contemporâneos das duas variáveis.⁷ O último passo é verificar a estacionaridade dos resíduos na regressão co-integrante. Em princípio, pode-se proceder de maneira similar para testar a presença de uma raiz unitária nos resíduos. Contudo, o baixo poder destes testes⁸ tem favorecido a adoção crescente da aproximação de máxima verossimilhança de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990).

Quando considerando séries nominais, uma dificuldade potencial que pode surgir tem a ver com a presença eventual de uma segunda raiz unitária; se esta possibilidade é para ser considerada seriamente, o procedimento usualmente adotado de teste para raiz unitária na segunda série diferenciada não deve estar correto, como apontado por Dickey e Pantula (1987) e Banerjee *et alii* (1993). Neste caso, os testes de raiz unitária mencionados anteriormente assumem que, sob a hipótese alternativa, não há raiz unitária. Neste sentido, os primeiros autores propõem a inversão da seqüência do teste começando com uma hipótese que assume, no início, o maior número de raízes unitárias. O teste pode ser descrito como se segue. Primeiro, considere o modelo em segundas diferenças:

$$(*) \Delta^2 y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + u_t$$

Na eventualidade de testar para a presença de duas raízes unitárias contra uma simples raiz unitária a hipótese nula deve ser tal que $\beta_2 = \beta_3 = 0$. Contudo, observe que, sob ambas as hipóteses nula e alternativa, tem-se $\beta_3 = 0$, assim pode-se simplesmente conduzir a regressão sem y_{t-1} como regressor e testar a significância de β_2 com o valor crítico DF.

Segundo, no caso de rejeição da hipótese nula deve-se considerar a equação completa, testando a significância de β_3 , a fim de testar a presença de uma única raiz unitária. Neste artigo, adotaremos esta aproximação do teste seqüencial invertido e usaremos os valores críticos relevantes do teste estatístico DF para pequenas amostras proporcionados por MacKinnon (1991).

7. Desde que os resultados não são necessariamente invariantes para a regra de normalização escolhida, esta regressão pode ser feita em ambas as direções.

8. Ver, por exemplo, KREMERS *et alii* (1992).

2. RESULTADOS EMPÍRICOS

2.1. Descrição dos Dados

Testaremos a hipótese PPP, examinando a co-integração entre logaritmos de EP^* (LEP) e P (LP). Para a taxa de câmbio (1000 réis/*penny*), usamos a série histórica fornecida pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - FIBGE (1990), sobre a qual foi construída a série de médias anuais.⁹

O índice de preço doméstico (para o Brasil) foi obtido de Catão (1992). Este autor construiu um índice de preço no atacado, cobrindo o período 1870-1913. Este índice está baseado numa cesta de bens mais ampla que os índices anteriores. Está também baseado num sistema ponderado derivado do primeiro censo da produção nacional em 1919. Este índice é composto de 13 produtos agrícolas (representando 84% da produção agrícola doméstica em 1919) e 22 bens industrializados (representando 62% da produção manufaturada doméstica em 1919). A soma dos pesos dos produtos agrícolas no índice de preço é 56%.

O índice de preço para a Inglaterra é o índice global de preço de Sauerback como citado em Mitchel (1962). Em consideração à consistência, todo dado tem sido ajustado para se ter como período base comum o ano de 1913.

2.2. Resultados

Desde que técnicas de co-integração raramente têm sido usadas na manipulação de questões de história econômica, os resultados serão apresentados em detalhe a fim de tornar a discussão auto-suficiente. Como ressaltado na seção anterior, usaremos a aproximação do teste seqüencial invertido, proposto por Dickey e Pantula (1987). Primeiro, testamos a hipótese nula da presença de duas raízes unitárias contra uma simples raiz unitária. Fazemos isto, regredindo a equação (*) sem y_{t-1} como um regressor e testamos a significância de β_2 com o valor crítico DF. Os resultados para o LEP são os seguintes.

9. Para uma discussão sobre relações de comércio entre Inglaterra e países da América Latina naquele período, ver PLATT (1973).

$$\Delta\Delta LEP = \begin{array}{ccc} .0102 & .0003 & .5232 \\ & - & t- & \Delta LEP(-1) \\ (.2519) & (-.1731) & (-3.3835) \\ & & \text{Durbin's } m = 1.099 \\ & & \text{LM(chi-sq(1))} = 1.7194 \end{array}$$

Os testes LM e Durbin indicam a ausência de correlação serial dos resíduos. Além disso, a comparação entre o teste estatístico t sobre o coeficiente β_2 e o valor crítico DF fornecido por MacKinnon (1991) para 35 observações, ao nível de significância de 5%, leva-nos a aceitar a hipótese nula que LEP é I(2). A seguir, nós conferimos se podemos ou não rejeitar a hipótese nula que LP é I(2).

$$\Delta\Delta LP = \begin{array}{ccc} .0154 & .0004 & .6863 \\ & - & t- & \Delta LP(-1) \\ (.4500) & (-.2827) & (-4.1040) \\ & & \text{Durbin's } m = -.3165 \\ & & \text{LM(chi-sq(1))} = .0014 \end{array}$$

Os testes LM e Durbin indicam que os resíduos não estão correlacionados serialmente. A comparação entre o teste estatístico t sobre o coeficiente β_2 e o valor crítico DF fornecido por MacKinnon (1991) para 35 observações, ao nível de significância de 5% (-4.062), leva-nos a rejeitar a hipótese nula que LP é I(2). Agora nós testamos se LP é ou não I(1), examinando os resultados da seguinte regressão.

$$\Delta\Delta LP = \begin{array}{cccc} -.0657 & .0022 & .6055 & .1344 \\ + & & t- & \Delta^2 LP(-1) - & LP(-1) \\ (-1.1568) & (1.0537) & (-3.5963) & & (-1.76) \\ & & \text{Durbin's } m = -.9195 \\ & & \text{LM(chi-sq(1))} = .4182 \end{array}$$

Novamente, não há evidência de correlação serial dos resíduos. Além disso, usando o valor crítico de MacKinnon, somos capazes de aceitar a hipótese nula que LP é I(1).

Em resumo, nós rejeitamos a hipótese da PPC para a economia brasileira de 1870 a 1906, desde que LP é integrada de ordem 1 e LEP é integrada de ordem 2. Este resultado pode ser atribuído a algumas das razões mencionadas na introdução. Contudo, nunca podemos considerar este resultado como uma

resposta final para a questão da validade da PPP porque depende profundamente do índice de preço usado para a economia brasileira. Embora este índice seja o melhor disponível (não somente em termos da cobertura de mercadoria, mas também em termos do uso de um sistema ponderado), pode existir algum viés com respeito a bens não comercializáveis internacionalmente:¹⁰ o sistema de ponderação está baseado no censo da produção.

3. COMENTÁRIOS FINAIS

O propósito deste artigo era testar a validade da hipótese da PPC em um cenário particularmente favorável, a saber, a economia brasileira no período compreendido entre 1870 e 1906. A opção para tal período reflete o conhecimento de que as restrições de comércio eram leves e que as taxas de câmbio eram flexíveis. Contudo, os resultados não suportam a validade de tal hipótese. Uma questão que merece pesquisa futura é o papel desempenhado pelo setor de bens não comercializáveis internacionalmente na rejeição da hipótese da PPC. Pesquisa adicional é necessária para examinar períodos mais favoráveis em economias onde o setor de bens comercializáveis internacionalmente é dominante.

Também enfatizamos que o uso de técnicas de co-integração em história econômica deve ser relevante para testar a validade de certas teorias econômicas em condições próximas do ideal. Em particular, elas devem ser usadas para testar a validade das suposições de longo prazo, considerando o comportamento das variáveis macroeconômicas agregadas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADLER, M. & LEHMANN, B. Deviations from purchasing power parity in the long run. *Journal of Finance* 38, p. 1471-87, 1982.

10. Por exemplo, podemos mostrar que estas duas variáveis são co-integradas se usamos o índice de preço de Lobo *et alii* (1971), que cobre 11 itens (consistindo principalmente de itens de alimentos), e o índice de preço de alimento de Sauerback, colocando os valores em 1870 iguais a 100. Os resultados das regressões de co-integração podem ser obtidos dos autores.

- BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy*, v. 71, n. 3, p. 584-96, 1964.
- BANERJEE, A., DOLADO, J.; GALBRAITH, J.W. & HENDRY, D.F. *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- CARDOSO, E.A. Exchange rates in nineteenth-century Brazil: an econometric model. *Journal of Development Studies*, v. 19, n. 2, p.170-8, 1983.
- CATÃO, L.A.V. A new wholesale price index for Brazil during the period 1870-1913. *Revista Brasileira de Economia*, v. 46, n. 4, p. 519-33, 1983.
- CORBAE, D. & OULIARIS, S. Cointegration and tests of purchasing power parity. *Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 3, p. 508-11, 1988.
- DICKEY, D.A. & PANTULA, S.G. Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business and Economic Statistics* 14, p. 455-461, 1987.
- DIEBOLD, F.X. & NERLOVE, M. Unit roots in economic time series: a selected survey. In FOMBY, T. & RHODES, E. (eds.), *Advances in econometrics: cointegration, spurious regressions and unit roots*. Greenwich: JAI Press, 1990.
- DORNBUSH, R. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 6, p. 1161-76, 1976.
- EDISON, H. Purchasing power parity in the long run: a test of the dollar/pound exchange rate (1890-1978). *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 19, n. 3, p. 376-87, 1987.
- ENGLE, R. & GRANGER, C. Cointegration and error correction representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-76, 1987.
- ENDERS, W. Arima and cointegration tests of PPP under fixed and flexible exchange rates. *Review of Economics and Statistics*, v, 70, n. 3, p. 504-8, 1988.
- FRENKEL, J. & JOHNSON, H. (eds) *the monetary approach to the balance of payments*. London: George Allen and Unwin, 1978.
- FULLER, W. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley and Sons, 1976.
- GRANGER, C. & NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, 26, p. 1045-66, 1974.
- HARVEY, A. *Time series analysis*. Oxford: Allan, 1981.
- HOLDEN, K. & THOMPSON, J. Co-integration: an introductory survey. *British Review of Economic Issues*, v. 14, n. 33, p. 1-55, 1992.
- HSIEH, D. The determination of the real exchange rate: the productivity approach. *Journal of International Economics* 12, p. 355-62, 1982.

- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, p. 231-254, 1988.
- JOHANSEN, S. & JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, p. 169-210, 1990.
- KREMERS, J.M., ERICSSON, N.R. & DOLADO, J.J. The power of cointegration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, p. 325-346, 1992.
- LEWIS, W.A., *Growth and fluctuations, 1870-1913*. London, 1978.
- LOBO, M. *et alii*. Evolução dos preços e padrão de vida no rio de janeiro: 1820-1930 - resultados preliminares. *Revista Brasileira de Economia*, v. 25, n. 4, p. 235-65, 1971.
- MACKINNON, J.G. Critical values for co-integration tests. In ENGLE, R.F. and GRANGER, C.W.J. (eds.), *Long-run economic relationships*, Oxford: Oxford University Press, 1991.
- MITCHEL, B.R. *Abstract of British historical statistics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1962.
- PLATT, D. *Latin America and British trade: 1806-1914*. New York: Barnes and Noble, 1973.
- PSARADAKIS, Z.C. *The econometrics of cointegrated time series: a survey*. Discussion Paper n. 8919, University of Southampton, 1989.
- SUZIGAN, W.A. *Indústria brasileira: origem e desenvolvimento*. São Paulo: Brasiliense, 1986.
- TAYLOR, M. An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques. *Applied Economics*, 20, p. 1369-81, 1988.
- TAYLOR, M. On unit roots and real exchange rates: empirical evidence and Monte Carlo analysis. *Applied Economics* 22, p. 1311-21, 1990.
- Taylor, M. & MCMAHON, P. Long run purchasing power parity in the 1920's. *European Economic Review* 32, p. 179-97, 1988.
- ZINI JR., A.A. & CATI, R.C. Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n. 2, p. 348-374.
- Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE). *Estatísticas Históricas do Brasil Rio de Janeiro: FIBGE*. 2nd. ed., 1990.

Tradução de Sylvia Maria Schettini Cristovão dos Santos, do original "Cointegration Tests of Purchasing Power Parity for the Brazilian Economy: 1870-1906".

(Recebido em setembro de 1995. Aceito para publicação em março de 1996.)